

مسئله پالایش در معادلات دیفرانسیل تصادفی و کاربرد آن در برآوردیابی

مهدی شمس^۱، غلامرضا حسامیان^۲

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۱۱/۲۶

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۷/۵

چکیده:

در این مقاله پس از معرفی انتگرال تصادفی، روشی برای حل مسئله پالایش مطرح می‌شود که به حل دو معادله دیفرانسیل تصادفی (سیستم و مشاهده) از دیدگاه ایتو منجر می‌شود. همچنین با ذکر چند مثال، کاربردهایی از مسئله پالایش نظیر مشاهدات پراگشتاش ناشی از فرایندهای آمیخته ثابت و حرکت براونی، برآوردیابی پارامتر جامعه و حل یک معادله دیفرانسیل بر حسب جریان در یک مدار و نیروی الکترومغناطیس نوسانی بیان می‌شوند.

واژه‌های کلیدی: انتگرال تصادفی، انتگرال ایتو، معادله دیفرانسیل تصادفی، پالایش، برآورد.

۱ مقدمه

مارکوف^۴ در یک طرح تفاضلی تصادفی مطرح شد. وی تنها به توزیع‌های فرایند حدی علاقه‌مند بود. گیهمن [۸، ۹، ۱۰] نظریه معادلات دیفرانسیل تصادفی را، به‌طور مستقل از تحقیقات ایتو [۱۳، ۱۴] گسترش داد و شرایط وجود و یکتایی را کامل نمود. بعد از تحقیقات ایتو و گیهمن در پی توجه به نظریه معادلات دیفرانسیل تصادفی، نتایج چشم‌گیری در کاربردهای عملی حاصل شد. ماهیت طبیعی و شهودی این نظریه در پژوهش‌های فیزیکی منجر به توجه ویژه پژوهشگران در بین علوم کاربردی شده است.

معادلات دیفرانسیل تصادفی، شامل معادله‌ای بر حسب بردار حالت X_t (که تابعی از پارامتر با مقادیر حقیقی زمان t است) و مشتق‌های آن هستند. به‌عنوان مثال مدل رشد ساده زیر

$$\frac{dX_t}{dt} = \lambda X_t,$$

بیان‌کننده این مفهوم است که متغیر زمان X_t در فاصله $[t, t+dt]$ متناسب با حالتی در این نقطه از زمان است که از مثال‌های واقعی این مدل می‌توان به رشد جوامع یا میرایی اشعه‌های

گستره چشمگیر مسائل طبیعی، اجتماعی و علوم زیستی ناشی از پیشرفت علم حساب در زمینه نظریه توابع روی متغیرهای تصادفی حقیقی از زمان نیوتن و لیب‌نیتز است. از نخستین اجزای علم حساب مشتق‌گیری برای توصیف نرخ تغییرات، انتگرال‌گیری برای عبور حد در مجموع‌های تقریبی و قضیه‌های اساسی حساب است که تمام این موارد ناشی از مفهوم متداول معادلات دیفرانسیل و کاربردهای این معادلات در مدل‌بندی پدیده‌های طبیعی است که این موضوع نشان‌دهنده توان علم حساب در کاربردهای عملی است.

حساب تصادفی، معادلات دیفرانسیل معمولی را با فرایندهای تصادفی پیوسته در می‌آمیزد و از این‌که بیشتر این فرایندها مانند حرکت براونی مشتق‌پذیر نیستند، حساب تصادفی از حساب معمولی متمایز می‌شود.

اصطلاح معادلات دیفرانسیل تصادفی^۳ برای اولین بار توسط برنشتاین [۴، ۱۵] در مطالعه حدی یک دنباله از زنجیرهای

^۱ هیأت علمی گروه آمار، دانشگاه کاشان، کاشان، ایران

^۲ هیأت علمی گروه آمار، دانشگاه پیام نور شهرکرد، شهرکرد، ایران

^۳ Stochastic differential equations

^۴ Markov chain

رادیواکتیو اشاره کرد. جواب معادله بالا با شرط اولیه X_{t_0} ، در حالتی که شرط اولیه گاوسی یا ثابت باشد، یک فرایند گاوسی به صورت زیر است:

$$X_t = \exp[\lambda(t - t_0)] X_{t_0}$$

در ابتدا برخی مفاهیم مقدماتی تعریف می‌شوند.

تعریف ۱.۱.۱ [۷] خانواده $\mathcal{F}$ از زیرمجموعه‌های Ω را یک σ -جبر روی Ω گویند، هرگاه:

(الف) $\emptyset \in \mathcal{F}$

(ب) اگر $A \in \mathcal{F}$ ، آن‌گاه $A^c \in \mathcal{F}$

(ج) برای هر $A_1, A_2, \dots \in \mathcal{F}$ ، $\bigcup_{i=1}^{\infty} A_i \in \mathcal{F}$

دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی $\{X_t\}_{t \geq 0}$ را یک فرایند تصادفی^۶ گویند. توجه کنید که برای هر $t \geq 0$ ، تابع $w \rightarrow X_t(w)$ که $w \in \Omega$ یک متغیر تصادفی است و برای هر $w \in \Omega$ ، تابع $t \rightarrow X_t(w)$ که $t \geq 0$ را یک مسیر^۷ از X_t نامند. فرایند $\{X_t\}_{t \geq 0}$ را نوفه سفید^۸ (اغتشاش خالص) گویند، هرگاه:

(الف) برای $t_1 \neq t_2$ ، X_{t_1} و X_{t_2} مستقل باشند.

(ب) $\{X_t\}_{t \geq 0}$ مانا^۹ باشد، یعنی توزیع توأم $(X_{t_1+t}, \dots, X_{t_k+t})$ به t بستگی نداشته باشد.

(ج) برای هر $t \geq 0$ ، $E(X_t) = 0$ [۲۰].

تعریف ۲.۱.۱ [۱۲] خانواده صعودی $\{\mathcal{F}_t\}_{t \geq 0}$ از زیر-جبرهای $\mathcal{F}$ (یعنی برای هر $0 \leq s < t$ ، $\mathcal{F}_s \subset \mathcal{F}_t$) را یک پالایش^{۱۰} گویند.

تعریف ۳.۱.۱ [۱۸] فرایند $f(t, w) : [0, \infty) \times \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n$ نسبت به پالایش $\mathcal{F}_t$ ، سازوار شده^{۱۱} گویند، هرگاه برای هر $t \geq 0$ ، تابع $f(t, w) : \mathcal{F}_t$ -اندازه‌پذیر باشد.

در علوم اجتماعی، معادلات دیفرانسیل تصادفی نظیر زیر

$$\frac{dX_t}{dt} = \lambda X_t + k W_t$$

کاربرد دارند که W_t یک فرایند نوفه سفید گاوسی با میانگین صفر و تابع اتوکواریانس زیر است:

$$\gamma(t-s) = E(W_t W_s)$$

$$= \delta(t-s)$$

$$= \begin{cases} 1 & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

این حقیقت نشان می‌دهد فرایند W_t فقط در تمام فواصل کوتاه زمانی خود همبسته‌اند. جواب معادله دیفرانسیل تصادفی اخیر برابر با عبارت زیر است:

$$X_t = e^{\lambda(t-t_0)} X_{t_0} + k \int_{t_0}^t e^{\lambda(t-s)} W_s ds,$$

در پی آن می‌توان جواب را بر حسب $dB(s) = W_s ds$ نوشت که در آن B_s فرایند پیوسته مشتق‌ناپذیر وینر (یا حرکت براونی) است. بنا بر این به منظور اجتناب از مشتق‌گیری از یک فرایند مشتق‌ناپذیر می‌نویسند،

$$dX_t = \lambda X_t dt + k dB_t$$

که جواب آن یعنی،

$$X_t = e^{\lambda(t-t_0)} X_{t_0} + k \int_{t_0}^t e^{\lambda(t-s)} dB_s$$

^۵ σ -Algebra

^۶ Stochastic process

^۷ Path

^۸ White noise

^۹ Stationary

^{۱۰} Filtering

^{۱۱} $\mathcal{F}_t$ -Adapted

توصیفی برای نوسانات بازار که روی قیمت دارایی X_t تأثیر می‌گذارد، معرفی کرد. او افزایش قیمت بی‌نهایت کوچک dX_t را متناسب با نموهای dB_t در نظر گرفت، یعنی معادله دیفرانسیل تصادفی زیر را معرفی کرد:

$$dX_t = \sigma dB_t$$

که در آن σ یک ثابت مثبت است. از این رو دارایی با قیمت اولیه $X_0 = x$ داری ارزش $X_t = x + \sigma B_t$ در زمان t هست. ایرادی که به این مدل وارد هست این است که برای هر $t > 0$ ، قیمت X_t با احتمال غیر صفر می‌تواند منفی باشد. برای رفع این ایراد قیمت نسبی dX_t/X_t به‌عنوان عکس العمل نوسانات بازار در نظر گرفته می‌شود که باید متناسب با dB_t باشد، یعنی

$$dX_t = \sigma X_t dB_t.$$

این معادله به‌خاطر این که B_t هیچ‌جا مشتق‌پذیر نیست، غیر قابل حل بوده است تا بالاخره ایتو در سال ۱۹۴۰ این مشکل را رفع کرد و نظریه انتگرال‌های تصادفی و معادلات دیفرانسیل تصادفی شکل گرفت. از این رو معادله بالا از دیدگاه ایتو به‌صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$X_t = x + \sigma \int_0^t X_s dB_s$$

که انتگرال سمت راست تساوی به انتگرال تصادفی ایتو معروف است که آن در ادامه معرفی خواهد شد. انیشتین [۵، ۶] چگالی انتقال برای حرکت براونی در نظریه مولکولی-جنبشی^{۱۵} گرما را محاسبه کرد. مطالعه‌های عمیق ریاضی روی حرکت براونی توسط وینر [۲۲، ۲۳] انجام شده است. دیدگاه انتگرال تصادفی نسبت به حرکت براونی اولین بار توسط پالی و دیگران [۲۱] برای انتگرال‌های غیر تصادفی مطرح شد و پس از آن ایتو [۱۳، ۱۴] آن را تعمیم داد. وجه تسمیه حرکت براونی از روی حرکت‌های نامنظم دانه‌های گرده معلق در آب الهام شده است که

خانواده توابع $f(t, w) : [0, \infty) \times \Omega \rightarrow \mathbb{R}$ که در شرایط زیر صدق کند را با $v = v(S, T)$ نمایش می‌دهند:

الف) $f(t, w) \rightarrow (t, w) \in B \times \mathcal{F}$ -اندازه‌پذیر باشد که در آن B ، σ -جبر بورل روی $[0, \infty)$ است.

ب) $f(t, w) \in \mathcal{F}$ -سازوار شده باشد.

$$E \left[\int_0^T (f(t, w))^2 dt \right] < \infty \quad [20].$$

تعریف ۴.۱. [۱۲] فرایند تصادفی n -بعدی $\{X_t\}_{t \geq 0}$ را یک مارتینگل^{۱۲} نسبت به پالایش $\{\mathcal{F}_t\}_{t \geq 0}$ است، هرگاه

الف) X_t برای هر $t, \mathcal{F}_t$ -اندازه‌پذیر باشد.

ب) برای هر $t, E|X_t| < \infty$.

ج) برای هر $s \geq t, E[X_s | \mathcal{F}_t] = X_t$.

مثال ۵.۱. [۱۸] اگر $\{Y_i\}_{i \in \mathbb{N}}$ متغیرهای تصادفی مستقل با میانگین صفر باشند، یک مارتینگل است که در آن $X_i = \sum_{j=1}^i Y_j$.

تعریف ۶.۱. [۱۶] یک خانواده از فرایندهای تصادفی $\{B_t\}_{t \geq 0}$ را یک حرکت براونی^{۱۳} (فرایند وینر^{۱۴}) گویند، هرگاه

الف) $B_0 = 0$.

ب) نموهای $B_{s_i+t_i} - B_{s_i}$ روی مجموعه‌های متناهی دلخواه از فواصل مجزای (s_i, s_i+t_i) متغیرهای تصادفی مستقل باشند.

ج) برای هر $t, s \geq 0, B_{s+t} - B_s$ دارای توزیع نرمال $N(0, t)$ باشد.

اولین تحقیقات صورت‌گرفته بر حرکت براونی به بچلیر [۹] در پی پژوهش بر نوسانات قیمت سهام نسبت داده شده است. بچلیر از واژه حرکت براونی استفاده نکرد، بلکه B_t را به‌صورت

^{۱۲} Martingale

^{۱۳} Brownian motion

^{۱۴} Weiner process

^{۱۵} Molecular-kinetic

^{۱۶} Robert brown

تقریب می‌زنند که در آن $t_0 = 0 < t_1 < \dots < t_n = T$ و برای هر j, s_j یک نقطه دلخواه در $[t_j, t_{j+1}]$ هست. قابل توجه است که مقدار انتگرال ریمان به انتخاب نقاط $s_j \in [t_j, t_{j+1})$ بستگی ندارد. در حالت تصادفی، مجموع‌های تقریب زده به صورت

$$\sum_{j=0}^{n-1} f(s_j) (B_{t_{j+1}} - B_{t_j})$$

هستند. در این حالت حد چنین تقریب‌هایی به انتخاب نقاط $s_j \in [t_j, t_{j+1})$ بستگی دارد. به عنوان نمونه قضیه زیر ساختار انتگرال ریمان برای یک انتگرال تصادفی را مشخص می‌کند.

قضیه ۸.۱. [۱۹] (نمایش ریمان). برای هر تابع پیوسته $f: \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ اگر بازه $[0, T]$ را برای $0 \leq i \leq n$ با $t_i = \frac{iT}{n}$ افزایش کنیم، در این صورت داریم:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{i=1}^n f(B_{t_{i-1}}) (B_{t_i} - B_{t_{i-1}}) = \int_0^T f(B_s) dB_s$$

که همگرایی در L^2 است.

گزاره ۹.۱. فرض کنید $f, g \in v(0, T)$ ، $0 \leq S < U < T$ و c یک ثابت باشد. در این صورت

(الف) به صورت تقریباً همه جا داریم:

$$\int_S^T f dB_t = \int_S^U f dB_t + \int_U^T f dB_t.$$

(ب) به صورت تقریباً همه جا داریم:

$$\int_S^T (cf + g) dB_t = c \int_S^T f dB_t + \int_S^T g dB_t.$$

$$E[\int_S^T f dB_t] = 0 \quad (ج)$$

$$-F_T, \int_S^T f dB_t \quad (د)$$

اندازه‌پذیر است.

$$\int_0^t f(s, w) dB_s \quad (ه)$$

یک مارتینگل نسبت به F_T است.

این تحقیقات توسط رابرت براون^{۱۶} زیست شناس معروف در سال ۱۸۲۸ انجام شده است. این حرکت‌های تصادفی منسوب به نوسانات گرده است که توسط مولکول‌های آب تولید می‌شود و نتیجه پراکندگی^{۱۷} یا انتشار^{۱۸} گرده در آب است. حرکت براونی در مطالعه ذره‌های بسیار کوچک معلق، مدل‌های قیمت سهام، اغتشاشات حرارتی در مدارهای الکتریکی، رفتارهای حدی در سیستم‌های صف و موجودی کالا و به طور کلی اختلاهای تصادفی در فیزیک، شیمی، زیست‌شناسی، اقتصاد و سیستم‌های مدیریت کاربرد دارد.

نظریه حسابان تصادفی یا انتگرال‌های تصادفی و معادلات دیفرانسیل تصادفی توسط ریاضی‌دان ژاپنی ایتو در سال ۱۹۴۰ مطرح شد که در ذیل معرفی شده است.

تعریف ۷.۱. [۲۰] برای تابع اندازه‌پذیر $f(t, \omega) \in v(S, T)$ و حرکت براونی یک بعدی $B_t(\omega)$ با نقطه شروع مبدأ، انتگرال ایتو^{۱۹} به صورت

$$\int_S^T f(t, \omega) dB_t(\omega) = \lim_{n \rightarrow \infty} \int_S^T \varphi_n(t, \omega) dB_t(\omega)$$

تعریف می‌شود که حد در L^2 و $\{\varphi_n\}$ دنباله توابع مقدماتی^{۲۰} (توابع ساده^{۲۱}) است به طوری که

$$\lim_{n \rightarrow \infty} E \int_S^T [f(t, \omega) - \varphi_n(t, \omega)]^2 dt = 0.$$

انتگرال ایتو را می‌توان بر اساس انتگرال ریمان نیز توصیف کرد. حد اقل دو تفاوت عمده بین انتگرال ریمان^{۲۲} و انتگرال ایتو وجود دارد. اولین تفاوت نوع همگرایی هست. تقریب‌های انتگرال ریمان در $\mathbb{R}$ همگرا هستند، در صورتی که انتگرال ایتو توسط دنباله‌ای از متغیرهای تصادفی که در L^2 همگرا هستند تقریب زده می‌شود. دومین تفاوت این است که مجموع‌های ریمان انتگرال یک تابع $f: [0, T] \rightarrow \mathbb{R}$ را به صورت

$$\sum_{j=0}^{n-1} f(s_j)(t_{j+1} - t_j)$$

^{۱۶} Dispersal

^{۱۷} Diffusion

^{۱۸} Ito integral

^{۲۰} Elementary functions

^{۲۱} Simple functions

^{۲۲} Riemann integral

قضیه ۱۰.۱. [۱۱] فرض کنید X_t در معادله دیفرانسیل و از این رو

$$d\left(\frac{1}{\gamma}B_t\right)^2 = B_t dB_t + \frac{1}{\gamma}dt \quad \text{تصادفی زیر صدق کند:}$$

و در پی آن

$$\int_0^t B_s dB_s = \frac{1}{\gamma}B_t^2 - \frac{1}{\gamma}t.$$

$$dX_t = udt + vdB_t$$

که در آن v طوری انتخاب می شود که تقریباً همه جا برای هر $t \geq 0$

$$\int_0^t v(s, \omega)^2 ds < \infty$$

و B_t یک مارتینگل نسبت به $\mathcal{F}_t$ است و به گونه ای در نظر گرفته می شود که $\mathcal{F}_t$ -سازوار شده باشد و تقریباً همه جا برای هر $t \geq 0$ داریم:

$$\int_0^t |u(s, \omega)| ds < \infty,$$

همچنین

$$g(t, x) \in C^2([0, \infty) \times \mathbb{R}).$$

(یعنی g روی $[0, \infty) \times \mathbb{R}$ مشتقات مرتبه دوم پیوسته داشته باشد)، آنگاه فرایند $Y_t = g(t, X_t)$ در معادله دیفرانسیل تصادفی زیر صدق می کند:

$$dY_t = \frac{\partial g}{\partial t}(t, X_t)dt + \frac{\partial g}{\partial x}(t, X_t)dX_t + \frac{1}{\gamma} \frac{\partial^2 g}{\partial x^2}(t, X_t).(dX_t)^2$$

که در آن

$$(dX_t)^2 = (dX_t).(dX_t).$$

با توجه به قوانین $dt.d.t = dt.dB_t = dB_t.dt = 0$ و $dB_t.dB_t = dt$ محاسبه می شود.

مثال ۱۱.۱. [۲۰] برای محاسبه انتگرال ایتوی زیر:

$$\int_0^t B_s dB_s$$

با انتخاب $X_t = B_t$ و $g(t, x) = \frac{1}{\gamma}x^2$ داریم:

$$Y_t = g(t, B_t) = \frac{1}{\gamma}B_t^2$$

و در پی آن با توجه به قضیه ۱۰.۱ داریم:

$$\begin{aligned} dY_t &= \frac{\partial g}{\partial t}dt + \frac{\partial g}{\partial x}dB_t + \frac{1}{\gamma} \frac{\partial^2 g}{\partial x^2}(dB_t)^2 \\ &= B_t dB_t + \frac{1}{\gamma}(dB_t)^2 \\ &= B_t dB_t + \frac{1}{\gamma}dt \end{aligned}$$

۲ مسئله پالایش

در مسئله پالایش دو فرایند تصادفی X_t (غیر قابل مشاهده) و Z_t (قابل مشاهده) وجود دارند که X_t با استفاده از $\{Z_s : 0 \leq s \leq t\}$ برآورد می شود. لذا

$$\hat{X}_t = P_{k_t}(X_t) = E(X_t | G_t)$$

که در آن

$$G_t = \sigma\{Z_s : 0 \leq s \leq t\}.$$

همچنین $P_{k_t}(X_t)$ تصویر متعامد X_t روی

$$K_t = K(Z, t) = \{Y : \Omega \rightarrow \mathbb{R}^n \mid Y \in L^2, Y \in G_t\}$$

است که در آن $\hat{X}_t$ میانگین توان دوم خطاهای زیر را کمینه می کند:

$$E(X_t - \hat{X}_t)^2 = \inf_{Y \in K_t} E(X_t - Y)^2.$$

مثال ۱۰.۲. [۲۰] فرض کنید $X, W_1, W_2, \dots$ متغیرهای تصادفی مستقل اند که برای هر j :

$$EX = EW_j = 0; EX^2 = a^2; EW_j^2 = m^2.$$

هدف یافتن بهترین برآورد خطی X یعنی

$$\hat{X}_t = P_{K_t}(X) = E(X_t | G_t)$$

بر اساس $\{Z_j : j \leq k\}$ است که در آن $Z_j = X + W_j$. این راستا، قرار دهید:

$$L = L(Z, k) = \{c_1 Z_1 + \dots + c_k Z_k \mid c_1, \dots, c_k \in \mathbb{R}\}.$$

با استفاده از فرایند متعامد سازی گرام-اشمیت^{۲۳} متغیرهای تصادفی A_1 و A_2 و ... طوری تولید می شوند که:

^{۲۳} Gram- schmidt orthogonalisation process

الف) $EA_i A_j = 0$; $i \neq j$

که برای حل آن از تساوی زیر

ب) برای هر k : $L(A, k) = L(Z, k)$

$$U_k = \alpha_k \bar{Z}_k \in L(Z, k)$$

در این صورت برای هر k :

که در آن

$$\hat{X}_k = \sum_{j=1}^k \frac{EX A_j}{EA_j^2} A_j \quad (1)$$

$$\bar{Z}_k = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k Z_i$$

و که تساوی در رابطه (۱۰) می‌تواند به صورت رابطه بازگشتی زیر نوشته شود، بنا بر این داریم:

$$\alpha_k = \frac{a^2}{a^2 + \frac{1}{k} m^2}$$

$$\hat{X}_k = \hat{X}_{k-1} + \frac{EX A_k}{EA_k^2} A_k.$$

و همچنین

برای هر $j < k$ ، داریم:

$$\begin{aligned} E((X - U_k)Z_i) &= E(X(X + W_i)) - \alpha_k E(\bar{Z}_k Z_i) \\ &= EX^2 + EX \cdot EW_i - \frac{\alpha_k}{k} \sum_{j=1}^k E[(X + W_j)(X + W_i)] \\ &= a^2 - \frac{\alpha_k}{k} \sum_{j=1}^k \{EX^2 + E(W_j + W_i) \cdot EX + EW_j W_i\} \\ &= a^2 - \frac{\alpha_k}{k} \{ka^2 + m^2\} \\ &= 0 \end{aligned}$$

$$EW_j Z_k = EW_j \cdot EX + EW_j \cdot EW_k = 0,$$

از این رو با توجه به این که $P_{j-1}(W_j) = 0$ می‌توان نوشت:

می‌توان نتیجه گرفت که

$$A_j = Z_j - P_{j-1}(Z_j)$$

$$= Z_j - P_{j-1}(X) - P_{j-1}(W_j)$$

$$= Z_j - \hat{X}_{j-1}$$

$$(X - U_k) \perp L(Z, k)$$

و در پی آن:

و از این رو U_k (و همچنین $\hat{X}_k$) تصویر X_t روی $L(Z, k)$ است. لذا بنا بر یکتایی تصویر $\hat{X}_k = U_k$ عبارت زیر نتیجه می‌شود:

$$\hat{X}_k = \frac{a^2}{a^2 + \frac{1}{k} m^2} \bar{Z}_k.$$

به عنوان دو حالت خاص برای k به اندازه کافی بزرگ،

$$\hat{X}_k \approx \bar{Z}_k \text{ و برای } a^2 \gg m^2, \hat{X}_k \approx 0.$$

$$\begin{aligned} EX A_j &= E(X(Z_j - \hat{X}_{j-1})) \\ &= E(X(X - \hat{X}_{j-1})) + E(XW_j) \\ &= E((X - \hat{X}_{j-1} + \hat{X}_{j-1})(X - \hat{X}_{j-1})) + E(X)E(W_j) \\ &= E(X - \hat{X}_{j-1})^2 + E(\hat{X}_{j-1}(X - \hat{X}_{j-1})) \\ &= E(X - \hat{X}_{j-1})^2. \end{aligned}$$

همچنین

$$\begin{aligned} EA_j^2 &= E(X - \hat{X}_{j-1} + W_j)^2 \\ &= E(X - \hat{X}_{j-1})^2 + EW_j^2 + 2E((X - \hat{X}_{j-1})W_j) \\ &= E(X - \hat{X}_{j-1})^2 + m^2 \end{aligned}$$

که تساوی آخر به خاطر استقلال X و W_j است. حال با جایگذاری در رابطه (۱۰) معادله بازگشتی زیر به دست می‌آید:

$$\hat{X}_k = \hat{X}_{k-1} + \frac{E(X - \hat{X}_{j-1})^2}{E(X - \hat{X}_{j-1})^2 + m^2} (Z_k - \hat{X}_{j-1})$$

۳ پالایش در معادله دیفرانسیل تصادفی

معادله دیفرانسیل تصادفی زیر را در نظر بگیرید:

$$\frac{dX_t}{dt} = b(t, X_t) + \sigma(t, X_t) dW_t \quad (2)$$

که در آن دو تابع $b: [0, T] \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ و $\sigma: [0, T] \times \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ به ترتیب ضریب رانش^{۲۴} و ضریب انتشار^{۲۵} نامیده می‌شوند و در شرط زیر (که منجر به وجود و یکتایی جواب معادله فوق می‌شود) صدق می‌کنند:

^{۲۴} Drift coefficient

^{۲۵} Diffusion coefficient

برای هر $x, y \in \mathbb{R}$ و $t \in [0, T]$ ، ثابت‌های c و d وجود

$$S(t) = E(X_t - \hat{X}_t)^2 \quad \text{دارند که:}$$

در معادله غیر تصادفی زیر صدق می‌کند:

$$\frac{dS}{dt} = 2F(t)S(t) - \frac{G^2(t)}{D^2(t)}S^2(t) + C^2(t)$$

$$S(0) = \text{Var}(X_0)$$

که این معادله به معادله ریکاتی^{۲۶} مشهور است.

$$|b(t, x)| + |\sigma(t, x)| \leq c(1 + |x|)$$

$$|b(t, x) - b(t, y)| + |\sigma(t, x) - \sigma(t, y)| \leq d|x - y|$$

و W_t یک فرایند نوفه سفید است [۱۴]. با استفاده از تعبیر ایتو، معادله (۱۹) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$dX_t = b(t, X_t) dt + \sigma(t, X_t) dU_t$$

که U_t حرکت براونی مستقل از X_0 با توزیع معلوم است [۲].

در حالت پیوسته مسئله پالایش فرض می‌شود مشاهدات Z_t

به صورت معادله زیر هستند:

$$dZ_t = c(t, X_t) dt + \gamma(t, X_t) dV_t$$

$$Z_0 = 0$$

که در آن توابع c و γ در شرایط یکتایی صدق می‌کنند و V_t حرکت براونی مستقل از U_t و X_0 است.

برای سادگی حالتی در نظر گرفته می‌شود که معادلات سیستم و مشاهدات به صورت خطی هستند:

$$dX_t = F(t)X_t dt + C(t)dU_t, \quad F(t), C(t) \in R \quad (3)$$

$$dZ_t = G(t)X_t dt + D(t)dV_t, \quad G(t), D(t) \in R, Z_0 = 0$$

$$(4)$$

که در آن X_0 دارای توزیع نرمال و از $\{U_t\}$ و $\{V_t\}$ مستقل است.

قضیه زیر رهیافتی برای حل مسئله پالایش رابطه‌های (۱)

و (۵) است.

قضیه ۱.۳. [۱۵] جواب $\hat{X}_t = E(X_t | G_t)$ برای مسئله

پالایش خطی یک بعدی (۱) و (۵) در معادله دیفرانسیل تصادفی زیر صدق می‌کند، بنا براین:

$$d\hat{X}_t = \left(F(t) - \frac{G^2(t)S(t)}{D^2(t)} \right) \hat{X}_t dt + \frac{G(t)S(t)}{D^2(t)} dZ_t;$$

$$X_0 = EX_0. \quad (5)$$

۴ کاربردها

در این بخش با ذکر چند مثال، کاربردهایی از مسئله پالایش معرفی می‌شوند.

مثال ۱.۴. (مشاهدات پراگشتاش از فرایند ثابت). فرض کنید

$$dX_t = 0 \quad (X_t = X_0); \quad \hat{X}_0 = EX_0 = 0; \quad \text{Var}(X_0) = a^2$$

$$dZ_t = X_t dt + m dV_t; \quad Z_0 = 0$$

که در آن

$$F(t) = C(t) = 0; \quad G(t) = 1; \quad D(t) = m.$$

لذا معادله ریکاتی به صورت زیر است:

$$\frac{dS}{dt} = -\frac{1}{m^2} S^2$$

که با $a^2 = S(0)$ حاصل می‌شود و برای حل آن با انتگرال‌گیری از طرفین داریم:

$$\int_0^t -\frac{1}{S^2} dS = \int_0^t \frac{1}{m^2} dt$$

$$(S(t))^{-1} - (S(0))^{-1} = \frac{t}{m^2}.$$

اکنون با جایگذاری رابطه زیر

$$S(t) = \frac{a^2 m^2}{m^2 + a^2 t}$$

^{۲۶} Riccati equation

در رابطه (۷) داریم:

$$d\hat{X}_t = -\frac{a^\gamma}{m^\gamma + a^\gamma t} \hat{X}_t dt + \frac{a^\gamma}{m^\gamma + a^\gamma t} dZ_t$$

$$\hat{X}_0 = EX_0 = 0.$$

در رابطه (۷) داریم:

$$d\hat{X}_t = -\tanh(t)\hat{X}_t dt + \tanh(t) dZ_t$$

$$\hat{X}_0 = 0.$$

که با ضرب دو طرف معادله در عبارت

$$\exp\left\{\int_0^t \frac{a^\gamma}{m^\gamma + a^\gamma s} ds\right\}$$

به راحتی می‌توان نتیجه گرفت که:

$$d\left(\hat{X}_t \exp\left\{\int_0^t \frac{a^\gamma}{m^\gamma + a^\gamma s} ds\right\}\right) = \exp\left\{\int_0^t \frac{a^\gamma}{m^\gamma + a^\gamma s} ds\right\} \frac{a^\gamma}{m^\gamma + a^\gamma t} dZ_t.$$

سرانجام با قرار دادن رابطه زیر

$$\int_0^t \frac{a^\gamma}{m^\gamma + a^\gamma s} ds = \ln \frac{m^\gamma + a^\gamma t}{m^\gamma}$$

در معادله بالا نتیجه زیر حاصل می‌شود:

$$\hat{X}_t = \frac{a^\gamma}{m^\gamma + a^\gamma t} Z_t ; t \geq 0.$$

مثال ۲.۴. (مشاهدات پراگشتش از حرکت براونی). فرض کنید

$$dX_t = dU_t ; EX_0 = \text{Var}(X_0) = 0$$

$$dZ_t = X_t dt + dV_t ; Z_0 = 0$$

که در آن

$$F(t) = 0 ; C(t) = G(t) = D(t) = 1$$

ولذا معادله ریکاتی به صورت زیر است:

$$\frac{dS}{dt} = -S^2 + 1$$

که با $S(0) = 0$ تبدیل می‌شود. حال با جایگذاری رابطه زیر

$$S(t) = \frac{e^{2t} - 1}{e^{2t} + 1} = \tanh(t)$$

و یا

$$d(\cosh(t)\hat{X}_t) = \sinh(t)dZ_t$$

و بالاخره:

$$\hat{X}_t = \frac{1}{\cosh(t)} \int_0^t \sinh(s) dZ_s.$$

مثال ۳.۴. (برآورد پارامتر). هدف برآورد پارامتر θ بر اساس مشاهدات Z_t بر اساس مدل زیر است:

$$dZ_t = \theta G(t) dt + D(t) dB_t$$

که $G(t)$ و $D(t)$ توابع معلوم هستند. بنا بر این رابطه (۱) به صورت $d\theta = 0$ خواهد بود ($V_t = B_t$ و $X_t = \theta$) و معادله ریکاتی برای عبارت زیر:

$$S(t) = E(\theta - \hat{\theta}_t)^2$$

به صورت زیر است:

$$\frac{dS}{dt} = -\left(\frac{G(t)S(t)}{D(t)}\right)^2$$

و جواب این معادله دیفرانسیل برابر با

$$S(t) = \left(S_0^{-1} + \int_0^t G^\gamma(s) D^{-\gamma}(s) ds\right)^{-1}$$

است. از این رو داریم:

$$d\hat{\theta}_t = \frac{G(t)S(t)}{D^\gamma(t)} (dZ_t - G(t)\hat{\theta}_t dt)$$

یا این که

$$d\left[\left(S_0^{-1} + \int_0^t G^\gamma(s) D^{-\gamma}(s) ds\right) \hat{\theta}_t\right] = \left(S_0^{-1} + \int_0^t G^\gamma(s) D^{-\gamma}(s) ds\right) d\hat{\theta}_t + G^\gamma(t) D^{-\gamma}(t) \hat{\theta}_t dt$$

$$= G(t) D^{-\gamma}(t) dZ_t.$$

باشد، هدف پیدا کردن بهترین برآورد جریان یعنی $\hat{I}(t)$ تحت مشاهدات $\{Z(s)\}_{s \leq t}$ است. ملاحظه می‌شود که عبارت زیر

$$S(t) = E(I(t) - \hat{I}(t))^2$$

در معادله ریکاتی زیر

$$\frac{dS(t)}{dt} = -\frac{2R}{L}S(t) - S^2(t) + \frac{\sigma^2}{L^2}$$

$$S(0) = EI_0^2 = A^2$$

صدق می‌کند. بنا براین با جایگذاری جواب معادله بالا در معادله زیر

$$d\hat{I}(t) = \left(-\frac{R}{L} - S(t)\right) \hat{I}(t)dt + S(t) dZ(t)$$

$$\hat{I}(0) = EI_0 = 0$$

به راحتی معادله دیفرانسیل زیر

$$d\hat{I}(t) = \left(-\frac{R}{L} - \gamma \frac{1 + e^{C-2\gamma t}}{1 - e^{C-2\gamma t}}\right) \hat{I}(t)dt$$

$$+ \gamma \frac{1 + e^{C-2\gamma t}}{1 - e^{C-2\gamma t}} dZ(t)$$

$$\hat{I}(0) = EI_0 = 0$$

حاصل می‌شود که در آن

$$\gamma = \frac{\sqrt{R^2 + \sigma^2}}{L} \quad ; \quad C = \ln \left| \frac{A^2 - \frac{R}{L} - \gamma}{A^2 - \frac{R}{L} + \gamma} \right|$$

و از این رو:

$$\hat{I}(t) \approx \hat{I}(0)e^{-\gamma t} + \left(-\frac{R}{L} + \gamma\right)e^{-\gamma t} \int_0^t e^{\gamma s} dZ(s)$$

$$= \left(-\frac{R}{L} + \gamma\right)e^{-\gamma t} \int_0^t e^{\gamma s} dZ(s).$$

بنا براین برآورد پارامتر θ به صورت زیر به دست می‌آید:

$$\hat{\theta}_t = \frac{\hat{\theta}_0 S_0^{-1} + \int_0^t G(s) D^{-1}(s) dZ_s}{S_0^{-1} + \int_0^t G^T(s) D^{-1}(s) ds}.$$

توجه شود که این برآورد برای حالتی که $S_0^{-1} = 0$ باشد

بر برآوردگر ماکسیمم درست‌نمایی (MLE^T) پارامتر θ منطبق می‌شود [۱۵].

مثال ۴.۴. معادله دیفرانسیل تصادفی

$$L \frac{dI(t)}{dt} + RI(t) = \sigma \xi(t)$$

که $I(t)$ جریان 28 در یک مدار مقاومت القایی 29 و $\xi(t)$ نیروی الکترومغناطیس نوسانی 30 (نوفه سفید) است به صورت زیر

$$dI(t) = -\frac{R}{L}I(t)dt + \frac{\sigma}{L}dV(t)$$

$$I(0) = I_0$$

تبدیل می‌شود که در آن $V(t)$ فرایند وینر، R/L ضریب اصطکاک 31 و σ/L ضریب انتشار است [۱۷].

توجه شود که جریان آغازی I_0 یک متغیر تصادفی با $E(I_0) < \infty$ و $Var(I_0) < \infty$ هست. برای حل این معادله با استفاده از فرمول ایتو داریم:

$$I(t) = e^{-\frac{R}{L}I_0} + \frac{\sigma}{L} \int_0^t e^{-\frac{R}{L}(t-s)} dV(s)$$

لذا میانگین و واریانس جریان به صورت زیر حاصل می‌شوند:

$$E[I(t)] = e^{-\frac{R}{L}I_0} E(I_0)$$

$$Var[I(t)] = e^{-\frac{2Rt}{L}} Var(I_0) + \frac{\sigma^2}{2LR} \left(1 - e^{-\frac{2Rt}{L}}\right).$$

حال اگر مشاهدات به صورت زیر

$$dZ(t) = I(t)dt + dU(t)$$

²⁸ Current

²⁹ Inductance-resistance circuit

³⁰ Electromagnetic force fluctuating

³¹ Coefficient of friction

مراجع

- [1] Bachelier, L. (1900). Théorie de la spéculation. In *Annales Scientifiques de l'École Normale Supérieure*, **17**, 21-86.
- [2] Bain, A., and Crisan, D. (2007). *Fundamentals of Stochastic Filtering*, Springer, New York.
- [3] Bernstein, S. (1934). Principes de la théorie des équations différentielles stochastiques, *Trudy Fizicheskogo Matematicheskogo Instituta Steklova*, **5**, 95-124.
- [4] Bernstein, S. (1938). Équations différentielles stochastiques. *Actualités Scientifiques et Industrielles*, **738**, 5-31.
- [5] Einstein, A. (1905). On the movement of small particles suspended in a stationary liquid demanded by the molecular-kinetic theory of heat, *Annalen der Physik*, **17**, 549-560.
- [6] Einstein, A. (1956). *Investigations on the Theory of the Brownian Movement*, Courier Corporation.
- [7] Feller, W. (1971). *An Introduction to Probability Theory and Its Applications*, **II**, Second Edition, John Wiley and Sons, New York.
- [8] Gihman, I. I. (1947). A method of constructing random processes (in Russian), *Doklady Akademii Nauk SSSR* **58**, 961-964.
- [9] Gihman, I. I. (1950a). Certain differential equations with random functions (in Russian), *Mathematische Zeitschrift*, **2(3)**, 45-69.
- [10] Gihman, I. I. (1950b). On the theory of differential equations of random processes (in Russian), *Mathematische Zeitschrift*, **2(4)**, 37-63.
- [11] Grimmett, G., and Stirzaker, D. (2001). *Probability and Random Processes*, Oxford.
- [12] Gut, A. (2005). *Probability: A Graduate Course*, Springer, New York.
- [13] Ito, K. (1942). Differential equations determining Markov processes (in Japanese), *Zenkoku Shijo Sugaku Danwakai*, **244(1077)**, 1352-1400.
- [14] Ito, K. (1944). Stochastic integral. *Proceedings of the Imperial Academy Tokyo*, **20(8)**, 519-554.
- [15] Jaswinski, A. H. (1970). *Stochastic Processes and Filtering Theory*, Academic Press, New York.
- [16] Karatzas, I., and Shreve, S. E. (1991). *Brownian Motion and Stochastic Calculus*, Second Edition, Springer-Verlag, Berlin.

- [17] Kolářová, E. (2007). An Application of the Kalman-Bucy filter to electrical Circuits. *Proceedings of the 6th mathematical workshop*, 71-72.
- [18] Korolov, L. B., and Sinal, Y. G. (2007). *Theory of Probability and Random Processes*, Princeton.
- [19] Liptser, R. S., and Shiryaev, A. N. (1978). *Statistics of Random Processes, II*, Springer-Verlag, New York.
- [20] Oksendal, B. (2000). *Stochastic Differential Equations, An Introduction with Applications*, Fifth Edition, Springer-Verlag, New York.
- [21] Paley, R. E. A. C., Wiener, N., and Zygmund, A. (1933). Notes on random functions. *Mathematische Zeitschrift*, **37**(1), 647-668.
- [22] Wiener, N. (1923). Differential space. *Journal of Mathematics and Physics*, **2**, 131-174.
- [23] Wiener, N. (1924). Un problème de probabilité dénombrables. *Bulletin de la Société Mathématique de France*, **52**, 569-578.